

the conversion market]. *Ekonomika rozvytku*, no. 1(49) (2008): 58-62.

Novak, S. N. "Empiricheskaia proverka modeli stokhas-ticheskogo ravnovesiia na valiutnom rynku" [An empirical test of a model of stochastic equilibrium in the foreign exchange market]. *Biznes Inform*, no. 2(2) (2010): 64-67.

Novak, S. N. "Matematycheskaia model mykrostruktury mezhbankovskoho valiutnoho rynku" [Mathematical model of the microstructure of the interbank foreign exchange market]. *Biznes Inform*, no. 4 (2012): 207-210.

Novak, S. M. "Valiutne zakonodavstvo i strokovyi valiutnyi rynek Ukrainy" [Currency legislation and term currency market of Ukraine]. *Visnyk Ukrainyskoi akademii bankivskoi spravy*, no. 1 (2005): 21-25.

O'Hara, M. "Overview: Market Structure Issues in Market Liquidity". *Bank for International Settlements Papers*, no. 2 (2002).

O'Hara, M. *Market Microstructure Theory*. Blackwell; Oxford, 1995.

УДК 368.9 (477)

## ДОСЛІДЖЕННЯ ХАРАКТЕРУ ФУНКЦІОНАЛЬНИХ ЗВ'ЯЗКІВ МІЖ ОСНОВНИМИ ІНТЕГРАЛЬНИМИ ПОКАЗНИКАМИ РИНКУ ДОБРОВОЛЬНОГО ОСОБИСТОГО СТРАХУВАННЯ В УКРАЇНІ

КЛИМЕНКО В. О., СОКИРКО О. С.

УДК 368.9 (477)

### Клименко В. О., Сокирко О. С. Дослідження характеру функціональних зв'язків між основними інтегральними показниками ринку добровільного особистого страхування в Україні

У статті представлено багатофакторну економетричну модель, яка показує наявність лінійної залежності страхових виплат від кількості «лайфхових» страхових компаній і валових страхових премій на ринку добровільного особистого страхування в Україні. Оцінки параметрів економетричної моделі задовольняють умовам обґрунтованості та ефективності, але наявне незначне їх зміщення, зумовлене використанням «ридж»-регресії. Застосування останньої було необхідне, оскільки змінні моделі виявились мультиколінеарними. З даної моделі можна зробити висновок про монополізацію ринку особистого страхування в Україні. До подібного висновку можна прийти з розробленої нами економетричної моделі залежності кількості «лайфхових» страхових компаній від середньомісячних витрат населення з урахуванням інфляції. За допомогою даних моделей здійснено оцінку ринку добровільного особистого страхування та зроблено висновки про його подальші перспективи.

**Ключові слова:** ринок добровільного особистого страхування, валові страхові премії, «лайфхові» страховики, страхові виплати, багатофакторна економіко-математична модель, лінійна регресія, тренд часового ряду, апроксимуюча функція.

**Рис.:** 1. **Табл.:** 2. **Формул:** 1. **Бібл.:** 8.

**Клименко Василь Олександрович** – кандидат фізико-математичних наук, доцент кафедри вищої математики, Національний університет державної податкової служби України (вул. Карла Маркса, 31, м. Ірпінь, Київська обл., 08201, Україна)

**Сокирко Олена Сергіївна** – старший викладач кафедри фінансів, Національний університет державної податкової служби України (вул. Карла Маркса, 31, м. Ірпінь, Київська обл., 08201, Україна)

**E-mail:** osokirko@gmail.com

УДК 368.9 (477)

UDC 368.9 (477)

### Клименко В. А., Сокирко Е. С. Исследование характера функциональных связей между основными интегральными показателями рынка добровольного личного страхования в Украине

В статье представлена многофакторная эконометрическая модель, демонстрирующая наличие линейной зависимости страховых выплат от количества «лайфховых» страховых компаний и валовых страховых премий на рынке личного страхования Украины. Оценки параметров эконометрической модели удовлетворяют условиям обоснованности и эффективности, а их незначительная смещенность обусловлена использованием «ридж»-регрессии. Использование последней было необходимо, поскольку была зафиксирована мультиколлинеарность переменных. Из данной модели можно сделать вывод о монополизации рынка личного страхования в Украине. Подобный вывод можно сделать на основе разработанной нами эконометрической модели зависимости количества «лайфховых» страховых компаний от среднемесячных расходов населения с учетом инфляции. При помощи данных моделей проведена оценка рынка добровольного личного страхования и сделаны выводы о его дальнейшей перспективе.

**Ключевые слова:** рынок добровольного личного страхования, валовые страховые премии, «лайфховые» страховщики, страховые выплаты, многофакторная экономико-математическая модель, линейная регрессия, тренд временного ряда, апроксимирующая функция.

**Рис.:** 1. **Табл.:** 2. **Формул:** 1. **Библ.:** 8.

**Клименко Василий Александрович** – кандидат физико-математических наук, доцент кафедры высшей математики, Национальный университет государственной налоговой службы Украины (ул. Карла Маркса, 31, г. Ирпень, Киевская обл., 08201, Украина)

**Сокирко Елена Сергеевна** – старший преподаватель, кафедра финансов, Национальный университет государственной налоговой службы Украины (ул. Карла Маркса, 31, г. Ирпень, Киевская обл., 08201, Украина)

**E-mail:** osokirko@gmail.com

### Klymenko V. O., Sokyirko O. S. Study of the Character of Functional Links Between the Main Integral Indicators of the Market of Voluntary Personal Insurance in Ukraine

The article presents a multi-factor econometric model that demonstrates availability of a linear dependence of insurance settlements on a number of "life" insurance companies and gross insurance premiums in the market of personal insurance of Ukraine. Values of parameters of the econometric method satisfy conditions of validity and efficiency and their insignificant shift is justified by the use of the ridge regression. Use of the latter was necessary, since a multi-collinearity was detected. A conclusion could be made from this model about monopolisation of the market of personal insurance in Ukraine. Similar conclusion could be made on the basis of the developed by us econometric model of dependency of a number of "life" insurance companies on average monthly spendings of the population with consideration of the inflation. The article conducts assessment of the market of voluntary personal insurance with the help of the model data and makes conclusion on its future prospects.

**Key words:** market of voluntary personal insurance, gross insurance premiums, "life" insurers, insurance settlements, multi-factor economic and mathematical model, linear regression, time series trend, approximation function.

**Pic.:** 1. **Tabl.:** 2. **Formulae:** 1. **Bibl.:** 8.

**Klymenko Vasyil O.** – Candidate of Sciences (Physics and Mathematics), Associate Professor of the Department of Higher Mathematics, National University of State Tax Service of Ukraine (vul. Karla Marksa, 31, Irpin, Kyivska obl., 08201, Ukraine)

**Sokyirko Olena S.** – Senior Lecturer of the Department of Finance, National University of State Tax Service of Ukraine (vul. Karla Marksa, 31, Irpin, Kyivska obl., 08201, Ukraine)

**E-mail:** osokirko@gmail.com

Раніше [1] нами був визначений вид кореляційного зв'язку (проста лінійна регресія) між валовими страховими преміями та ВВП і середньомісячними витратами на одне домогосподарство, досліджені тренди часових рядів валових страхових премій та доходів населення у 2001 – 2011 рр. Одержані результати свідчать про зменшення відносних приростів доходів населення, що негативно впливає на ринок особистого страхування та демонструє його «деформацію» та «диспропорцію», але не розкривають функціональних зв'язків між такими основними його показниками, як валові страхові премії, кількість «лайфових» страховиків і валових страхових виплат. Ці інтегральні показники ринку особистого страхування не можуть не бути взаємопов'язаними, тому дослідження їх парних кореляцій, яке дає додаткову інформацію про стан даного ринку, не забезпечує повноти аналізу.

Цілком очевидно, що валові страхові виплати залежать як від валових страхових премій, так і від кількості «лайфових» страховиків, оскільки у 2001 – 2011 рр. існувала реальна тенденція до їх зростання. На нашу думку, дана апіорна взаємопов'язаність основних показників ринку особистого страхування має бути обґрунтована шляхом побудови відповідної економіко-математичної моделі. У вітчизняній літературі дана проблема не піднімалась і не досліджувалась.

У зв'язку із цим є актуальною побудова багатфакторної економіко-математичної моделі виду зв'язків основних характеристик ринку добровільного особистого страхування, яка б показувала залежність валових страхових виплат одночасно і в однаковому масштабі від валових страхових премій та кількості страхових компаній. У рамках такої моделі можна зробити обґрунтований висновок про «питому вагу» обсягу валових страхових премій та кількості «лайфових» страхових компаній у зростанні валових страхових виплат. Іншими словами, необхідно з'ясувати, в якій мірі зростання кількості страхових компаній впливає на страхові виплати у порівнянні із зростанням валових страхових премій.

Метою статті є оцінка стану ринку добровільного особистого страхування на основі побудови відповідної економетричної моделі.

Даний ринок досліджений недостатньо як теоретиками, так і практиками, які працюють у цій галузі. З одного боку, це пов'язано з тим, що він не набув того рівня розвитку, який має бути у розвиненій країні. З іншого боку, зустрічається достатньо багато робіт провідних вчених, які акцентують свою увагу на тому, щоб була введена страхова медицина, роблять дослідження по страховому ринку в цілому та пропонують створити нові страхові продукти тощо. Аналіз існуючої літератури показав, що даною проблематикою займалися такі науковці і практики, як: В. Адамович, О. Барановський, Л. Горбач, О. Гаманкова, О. Залетов, Н. Нагайчук, І. Наумець, С. Осадець, Н. Ткаченко, Г. Третьякова, В. Фурман та багато ін. На основі їх робіт можна провести аналіз позитивних і негативних сторін даного сегмента страхового ринку, а також запропонувати шляхи подолання негативних наслідків.

Запропонована економіко-математична модель покаже ступінь кореляційного зв'язку між елементами ринку особистого страхування, які ми взяли за основу. Нами була взята вибірка протягом 2001 – 2011 рр. Вона досить обмежена, але, не зважаючи на це, у силу довгострокового характеру страхових договорів модель може мати задовільну точність. Також слід зазначити, що види особистого страхування є соціально значущими і стосовно виплат носять лаговий характер. Внаслідок цих причин криза не змогла одразу сильно вплинути на ринок особистого страхування. Фінансові ресурси, які залучені на ньому, є захищеними, а тому вплив інфляції та ін. несприятливих факторів на них істотно мінімізується, хоча ігнорувати фактори негативного впливу не можна. Саме тому ми розглянули «лайфових» страховиків, які є основними фігурантами на ринку особистого страхування, страхові премії і страхові виплати. Звичайно, що у даному виді особистого страхування логічним буде перевищення страхових премій над рівнем страхових виплат, оскільки у довгострокових видах страхування це є нормальним явищем. У роботі [2] нами було встановлено, що початок належного розвитку ринку особистого страхування в Україні мав припасти на 2008 – 2010 рр., але цього не сталося в силу відомих причин. Також не спостерігався і значний спад, бо з усіх видів страхування саме різновиди особистого страхування є найменш ризиковими і найбільш рентабельними. «Лайфові» страхові компанії отримують високий рівень інвестиційного доходу, що робить даний вид страхування ще більш привабливим для потенційних страхувальників.

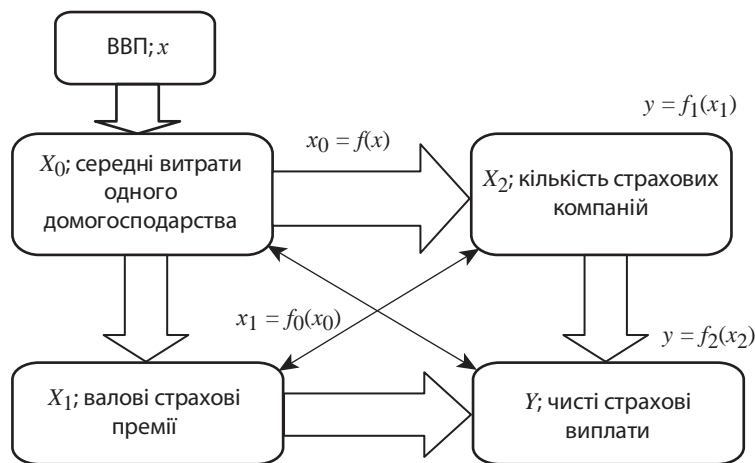
Таким чином, ринок особистого страхування має стати вагомим у складі страхового ринку України тому, що саме він представляє соціально значимі види страхування, а саме: страхування життя, медичне страхування, страхування від нещасних випадків і пенсійне страхування. Основними інтегральними показниками ринку особистого страхування є: кількість «лайфових» страхових компаній, страхові надходження, страхові виплати.

Відповідні зв'язки можна подати у вигляді такої структурно-функціональної схеми (рис. 1).

Обмеженість відповідних статистичних вибірок, зміни законодавства та наслідки світової економічної кризи не дозволяють збудувати економетричні моделі для всіх функціональних зв'язків схеми, але крім виконаного вище виявлення виду функцій  $x_0 = f(x)$  і  $x_1 = f_0(x_0)$  наявної інформації достатньо для розкриття виду апроксимуючих функцій  $y = f_1(x_1)$  і  $y = f_2(x_2)$ . У зв'язку із цим математичну модель ринку особистого страхування можна визначити як зв'язок страхових виплат у з валовими страховими преміями  $x_1$  і кількістю «лайфових» страхових компаній  $x_2$  у період 2001 – 2011 рр. у рамках лінійної багатфакторної економетричної моделі. Статистичні дані наведено в табл. 1.

На основі табл. 1 для лінійної регресії  $\hat{y}_i = a_0 + a_1x_{1i} + a_2x_{2i}$  матричним методом можна держати [4, с. 96; 5, 6]:

$$\hat{y}_i \text{ (млн грн)} = 9,80 \text{ (млн грн)} + 0,3478_{x_{1i}} \text{ (млн грн)} + 1,978x_{2i} \text{ (млн грн/од.)} \quad (1)$$



де  $x_0 = f(x)$ ,  $x_1 = f_0(x_0)$ ,  $y = f_1(x_1)$ ,  $y = f_2(x_2)$

Рис. 1. Структурно-функціональна схема ринку особистого страхування

Джерело: побудовано автором.

Таблиця 1

Сукупність валових страхових премій (добровільне особисте страхування), «лайфових» страховиків і страхових виплат протягом 2001 – 2011 рр. (млн грн)

i (роки)	$y_i \times 10^{-2}$	$x_{1i} \times 10^{-2}$	$x_2 \times 0,1$ (одиниць)	$x^2_1$	$x^2_2$	$x_1 x_2$	$yx_1$	$yx_2$
2001	1,2	2,15	0,5	4,623	6,25	1,675	2,58	0,6
2002	1,5	2,82	3,0	7,952	9,0	8,46	4,23	4,5
2003	1,82	3,68	3,0	13,542	9,0	11,04	6,70	5,46
2004	2,00	4,15	4,5	17,223	20,25	18,675	8,30	9,0
2005	2,69	5,2	5,0	27,04	25,0	26,0	13,99	13,45
2006	3,09	7,23	5,5	52,27	30,25	39,77	22,34	16,995
2007	4,23	10,21	6,5	104,24	42,25	66,37	43,19	27,495
2008	5,86	14,51	5,5	210,54	30,25	79,81	85,03	32,23
2009	7,03	14,42	7,2	207,94	51,84	103,82	101,37	50,616
2010	7,97	16,79	6,7	281,9	44,89	112,49	133,82	53,4
2011	9,28	23,29	6,4	542,42	40,96	149,06	216,13	59,39

Джерело: розраховано автором на основі даних Нацкомфінпослуг [3].

Згідно з даною моделлю зміна кількості «лайфових» страхових компаній на одиницю приводить до зміни страхових виплат на 1,978 млн грн, у той час як варіації валових страхових премій на 1 млн грн приводить до варіації страхових виплат всього 0,3478 млн грн. Реально ж валові страхові премії змінюються на десятки, а то і на сотні мільйонів гривень, у той час як кількість страхових компаній – на одиниці. У результаті питома вага кількості страхових компаній у страхових виплатах протягом 2001 – 2011 рр. невинно зменшувалась. Наприклад, приріст страхових виплат за рахунок приросту валових страхових премій переважав цей приріст за рахунок кількості страхових компаній у 2002, 2005 та 2010 рр. відповідно у 2,6; 4,82 та 16,75 раза. Таким чином, якщо у 2001 – 2004 рр. кількість страхових компаній істотно впливала на страхові виплати, то у кінці десятиліття цей вплив став другорядним. Наявність такої тенденції може свідчити лише про монополізацію

ринку особистого страхування, про що також свідчать офіційні джерела статистики.

Розрахунок відхилень  $u_i = y_i - \hat{y}_i$  показав, що їх дисперсія  $\sigma^2 = \frac{1}{n-m} \sum_{i=0}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = 0,255$  [4, с. 128, 6].

Із матриці  $(X'X)^{-1}$  випливає, що її діагональні елементи  $c_{11} = 0,8527$ ;  $c_{22} = 0,00143$ ;  $c_{22} = 0,07593$ , а тому відносні стандартні похибки коефіцієнтів регресії  $\varepsilon_{aj} = \frac{\sqrt{\sigma_u^2 \times c_{jj}}}{|a_{jj}|}$

становлять:  $\varepsilon_{a0} = 54,6\%$ ;  $\varepsilon_{a1} = 12,3\%$ ,  $\varepsilon(a_2) = 148\%$  при коефіцієнті детермінації  $R^2 = 1 - \frac{\sigma_u^2}{\sigma_y^2} = 0,945$ . Коефіцієнт

Дарбіна – Уотсона  $DW = 0,959$ , що дозволяє констатувати відсутність автокореляції відхилень (табличні значення  $DW_L = 0,70$ ;  $DW_u = 1,64$ ). Це означає, що дана еко-

нометрична модель є ефективною, а статистичні критерії  $F$  і  $t$ -статистики можуть бути використані [4, с. 135; 6].

Дана економетрична модель виявилася значущою, тобто кількісна оцінка зв'язку між залежною та незалежною змінними є istotною ( $F = 56 > F_{табл.} = F_{0,95} = 4,74$  для ступенів свободи  $m - 1 = 2$  та  $n - m = 7$ ). Множинний коефіцієнт кореляції  $R_{y_{x_1x_2}} = 0,945$  також виявився значущим ( $t$ -критерій  $t = 8,23 > t_{0,95} = 1,895$ ), а це означає достовірність характеристики тісноти зв'язку між змінними економетричної моделі.

Хоча відносний показник зміщення прогнозу залежної змінної  $M.P.E. = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right) \times 100\% = 0,225$

не дуже близький до нуля, коефіцієнт невідповідності

$$\text{Тейла } K_m = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n y_i^2} + \sqrt{\sum_{i=1}^n \hat{y}_i^2}} = 0,082 \text{ достатньо}$$

близький до нуля, що свідчить про задовільні прогнозні якості моделі. Таким чином, прогнозні якості моделі можуть бути задовільними, якщо економетричними методами зменшити відносну стандартну похибку оцінки коефіцієнта регресії  $\epsilon_{a_2}$  [4, с. 127].

Середня відносна похибка прогнозу

$$M.A.P.E. = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \times 100\% = 11\%,$$

що відповідає досить добрій якості прогнозу (при  $M.A.P.E. \leq 10\%$  якість прогнозу висока), але великі значення  $\epsilon_{a_0}$  та  $\epsilon_{a_2}$  фактично однозначно свідчать про наявність мультиколінеарності регресорів, бо при досить тісному кореляційному зв'язку між  $x_1$  та  $x_2$  дисперсія оцінок коефіцієнтів регресії різко зростає [4, с. 205].

Пряма оцінка коефіцієнта детермінації для моделі  $x_{1i} = -13,4 + 6,4x_{2i}$  показує, що  $R_{x_1x_2}^2 = 0,65$ , тобто валові страхові премії на 65% залежать від кількості страхових компаній, а вплив неврахованих факторів становить 35%. Оскільки коефіцієнт кореляції  $r_{x_1x_2} = 0,806$ , то дисперсії оцінок параметрів моделі зростають удвічі [4, с. 206].

Для дослідження мультиколінеарності незалежних змінних  $x_1$  та  $x_2$  було застосовано алгоритм Фаррара – Глобера [4, с. 209]. При цьому нормалізовані змінні

$$y_i^* = \frac{y_i - \bar{y}}{\sigma_y}; x_{ji}^* = \frac{x_i - \bar{x}_j}{\sigma_{x_j}}, \text{ де } \sigma_{x_j} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_{ji} - \bar{x}_j)^2}{n-1}}.$$

На основі нормалізованих змінних можна одержати, що  $X^* X^* = \begin{pmatrix} 10 & 7,710 \\ 7,710 & 10 \end{pmatrix}$ , а тому коефіцієнт парної

кореляції  $r_{x_1x_2} = \left| \frac{1}{n-1} X^* X^* \right| = 0,406$ . За алгоритмом Фаррара – Глобера критерій

$$\chi^2 = -[(n-1) - \frac{1}{6}(2m+5)] \ln \left| r_{x_1x_2} \right| = +8,5(0,9) = 7,67.$$

У нашому випадку при  $\alpha = 0,01$  критичне значення  $\chi_{0,99}^2 = 6,63$ . Оскільки  $\chi^2 = 7,67 > 6,63$ , то мультиколінеарність незалежних змінних присутня. Далі треба дослідити

ти статистичну гіпотезу про наявність мультиколінеарності за  $F$ -критерієм [4, с. 221; 6].

За означенням  $F$ -критерій

$$F = (c_{jj} - 1) \frac{n-m}{m-1} = (c_{jj} - 1) \frac{8}{1},$$

де  $c_{jj}$  – діагональні елементи матриці

$$r_{x_1x_2}^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & -0,771 \\ -0,771 & 1 \end{pmatrix} \times \frac{1}{0,406} = \begin{pmatrix} 2,463 & -1,899 \\ -1,899 & 2,463 \end{pmatrix}.$$

У результаті  $F = (2,463 - 1) \times 9 = 13,17$ .

При рівні значущості  $\alpha = 0,05$  та ступенях свободи  $m - 1 = 1$ ;  $n - m = 9$ , табличне значення  $F_{0,95} = 5,12$ . Оскільки  $F = 13,17 > 5,12$ , то пояснювальні змінні є мультиколінеарними. Таким чином, за критеріями  $\chi^2$  та  $F$  встановлено, що між змінними  $x_1$  та  $x_2$  існує кореляційний зв'язок.

Для оцінки коефіцієнтів багатofакторної економетричної моделі обчислимо добутки матриць  $X^* X^*$  та  $X^* Y^*$  і одержимо оператор оцінювання:

$$\hat{A}^* = \begin{pmatrix} 0,870 \\ 0,137 \end{pmatrix},$$

а сама багатofакторна економетрична модель

$$\hat{y}_i^* = 0,870x_{1i}^* + 0,137x_{2i}^*$$

при коефіцієнті детермінації  $R^2 = 0,945$ .

Для зменшення дисперсії оцінки коефіцієнта  $a_2$  та звільнення від мультиколінеарності використано «рідж»-регресію [4, с. 217], для чого до діагональних елементів матриці  $X^* X^*$  додамо «гребінь»  $\tau = 0,3$ .

У результаті можна одержати, що фактичне значення критерію  $\chi^2$  зменшилось до значення 6,47. У нашому випадку  $\chi^2 = 6,47 > 6,63$  (при рівні значущості  $\alpha = 0,01$  табличне значення  $\chi^2 = 6,63$ ). Звідси випливає, що у разі  $\tau = 0,3$  мультиколінеарність відсутня. У даному випадку оцінки коефіцієнтів  $\hat{a}_0^*$ ,  $\hat{a}_1^*$ ,  $\hat{a}_2^*$  будуть зміщеними, але їх дисперсії istotно знижуються. У випадку нормалізованих змінних оператор оцінювання:

$$\hat{A}^* = \begin{pmatrix} 2,169 & -1,672 \\ -1,672 & 2,169 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 0,976 \\ 0,808 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,766 \\ 0,121 \end{pmatrix},$$

а сама економетрична модель  $\hat{y}_i^* = 0,766x_{1i}^* + 0,121x_{2i}^*$ . Порівняння з економетричною моделлю при наявності мультиколінеарності  $\hat{y}_i^* = 0,870x_{1i}^* + 0,137x_{2i}^*$  показує, що одержані з «рідж»-регресії зміщені оцінки коефіцієнтів  $\hat{a}_1^* = 0,8433$ ,  $\hat{a}_2^* = 0,1205$  відрізняються від незміщених значень, але не настільки istotно, щоб змінити основний висновок: частка внеску кількості «лайфових» страхових компаній у страхові виплати майже на порядок менша внеску, зумовленого валовими страховими преміями [5, 6].

**В**икористання «рідж»-регресії дозволило поліпшити прогнозні якості економетричної моделі, бо відносні стандартні похибки оцінок коефіцієнтів регресії  $\hat{a}_1^*$  та  $\hat{a}_2^*$  зменшились відповідно до 12,2% та 38,3%. Таким чином, збільшення кількості «лайфових» страховиків відносно неістотно впливає на збільшення страхових виплат. Така ситуація свідчить про значну

монополізацію ринку особистого страхування в Україні – він фактично контролюється декількома компаніями, і поява на ньому декількох нових компаній майже не впливає на існуючий стан речей.

Також варто відзначити, що на прогнозні якості нашої економетричної моделі не в останню чергу впливають два об'єктивно існуючі фактори: у 2003 р. істотно змінилась законодавча база щодо діяльності «лайфових» страховиків, а після 2008 р. проявляються негативні наслідки фінансової та економічної криз.

**Т**им не менше, з ймовірністю 95% встановлено факт лінійного зв'язку страхових виплат одночасно із валовими страховими преміями та кількістю страхових компаній, а також те, що зміна кількості страхових компаній впливає на страхові виплати істотно менше, ніж варіації валових страхових премій. Важливо також підкреслити, що виведена багатофакторна модель використовувалась нами для аналізу ринку особистого страхування в Україні, а не з метою прогнозу. Тут варто зазначити, що деяке зміщення оцінок параметрів моделі у нашому випадку не відіграє важливої ролі, бо прогнозні якості в період кризи втратили актуальність.

Для повного розкриття зв'язків структурно-функціональної схеми слід дослідити залежність кількості «лайфових» страхових компаній від середніх витрат на одне домогосподарство. Ця залежність носить явно нелінійний характер, тому для відповідної економетричної моделі у першому наближенні апроксимуючою функцією доцільно вибрати поліном другого степеня  $x_2 = a_0 + a_1x_0 + a_2x_0^2$ . Відповідні статистичні дані наведені в *табл. 2*.

не неухильно зменшуватися. Таку ситуацію не можна визнати нормальною і, на нашу думку, вона викликана монополізацією ринку особистого страхування. Подібний висновок можна також зробити на основі наведеної вище багатофакторної економетричної моделі ринку особистого страхування.

Основна частина населення має настільки низькі доходи, що не дає змоги користуватись послугами ринку особистого страхування, а тому умови його функціонування значною мірою визначає незначний відсоток населення України (середній та багатий класи). Кількість відносно заможних родин зростає повільно, їх статки сформувались ще у кінці другого і на початку третього тисячоліть, а тому вони відносно давно стали клієнтами небагатьох «лайфових» страхових компаній і, скоріше за все, з недовірою ставляться до новостворених компаній. За таких умов, коли зростання середнього класу іде повільними темпами, при монополізації ринку особистого страхування для новостворених страхових компаній може не вистачити клієнтів, і утворення нових компаній стає недоцільним.

### ВИСНОВКИ

Таким чином, нами із задоволенням для аналізу точністю встановлений вид зв'язків між об'єктами структурно-функціональної схеми ринку особистого страхування. На нашу думку, висновок про монополізацію цього ринку можна вважати доведеним фактом за допомогою економіко-математичних методів, оскільки він випливає із двох лінійно-незалежних моделей – на пряму, що випливає із зв'язку кількості «лайфових» страхових компаній із середніми витратами одного до-

Таблиця 2

**Сукупні середньомісячні витрати на одне домогосподарство з урахуванням інфляції (x0) та кількість «лайфових» компаній**

Рік	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
$X_0$ , грн	607	662	685	748	923	970	1038	1276	1244	1271,8	1367,6
$X_2$ , грн	50	30	30	45	50	55	65	55	72	67	64

**Джерело:** розраховано автором на основі даних Держкомстату та Нацкомфінпослуг [3, 7].

Застосування 1 МНК дозволило одержати таку економетричну модель:

$$\hat{x}_2 \text{ (одиниць)} = -126 + 0,3134x_0 \text{ (грн)} = 0,000126x_0^2 \text{ (грн)}$$

при коефіцієнті детермінації  $R^2 = 0,884$ . Оскільки вплив неврахованих факторів становить лише 11,6%, результати аналізу даної моделі математично обґрунтовані достатньо задовільно [8].

Від'ємність коефіцієнта  $a_2$  означає, що із зростанням витрат населення кількість «лайфових» страхових компаній зростає набагато повільніше і при існуючих умовах функціонування ринку особистого страхування витрати населення можуть зрости до критичної межі, коли кількість компаній почне зменшуватись. Отримані оцінки коефіцієнтів  $\hat{a}_0$ ,  $\hat{a}_1$  та  $\hat{a}_2$  дозволяють прогнозувати, що після зростання витрат більше 1300 грн (у цінах 2001 р.) кількість «лайфових» страхових компаній поч-

могосподарства та з багатофакторної моделі. Іншими словами, «лайфові» страхові компанії «обслуговують» незначний відсоток відносно багатих громадян України, контролюючи більшу частку ринку особистого страхування. Такий зв'язок виник досить давно, цей прошарок населення з цілком зрозумілою підозрою ставиться до новостворених компаній, кількість відносно заможних громадян зростає повільно, і це зростання внаслідок монополізації робить процес створення нових страхових компаній надто ризиковою справою – якщо і найдуться клієнти, якщо їй і дозволять «вижити» монополісти, буде грати навіть не другорядну роль – їй залишаються крихти, які не дуже цікаві монополістам, а тому і дозволяють їй існування. Подібна ситуація, коли декілька «лайфових» страхових компаній панує на ринку особистого страхування при викликаному бідністю пасивністю основної частини населення України, прирікає такий ринок на діяльність, яка не має аналогів у жодній

країні Європи. Без кардинальних кроків уряду України подібна ситуація силами ринку особистого страхування не може бути виправленою – відірваність його від широких верств населення України призводить до переходу цього ринку (він власне вже давно перейшов) для обслуговування малої частини населення, що призведе до його виродження, адже подібне утворення не може викликати симпатій в Європі, а тому інвестиції – під великим питанням. ■

#### ЛІТЕРАТУРА

1. **Клименко В. О.** Деякі елементи забезпечуючих систем ринку особистого страхування // В. О. Клименко, О. С. Сокирко // Вісник Національного університету банківської справи Національного банку України. – 2011. – № 1(10). – С. 316 – 319.
2. **Клименко В. О.** Розвиток особистого страхування: проблеми та шляхи вирішення // В. О. Клименко, О. С. Сокирко // Вісник Донецького національного університету економіки і торгівлі ім. Туган-Барановського. – 2012. – № 3(55). – С. 254 – 260.
3. Офіційний сайт Національної комісії, що здійснює державне регулювання у сфері ринків фінансових послуг [Електронний ресурс]. – Режим доступу : [www.dfp.gov.ua](http://www.dfp.gov.ua)
4. **Наконечний С. І.** Економетрія : підручник / С. І. Наконечний, Т. О. Терещенко, Т. П. Романюк. – 4-те вид., доп. і перероб. – К. : КНЕУ, 2006. – 528 с.
5. **Дрейпер Н.** Прикладной регрессионный анализ : [у 2 кн.] / Н. Дрейпер, Г. Смит / Пер. с англ. Ю. П. Адлера и В. Г. Горского. – М. : Финансы и статистика, 1986. – (Математико-статистические методы за рубежом). – Парал. тит. л. англ.
6. **Грубер Й.** Економетрія : [Навч. посібник для студентів екон. спец.]. – К. : Нічлава, 1998. Т. 2 : Економетричні прогнози

та оптимізаційні моделі / Й. Грубер ; [Пер. з рос. Л. Л. Ткач ; наук. ред. А. Б. Воронова], 1999. – 295 с. – Бібліогр. : С. 220 – 228. Предм. покажч. : С. 292 – 295.

7. Офіційний сайт Державного комітету статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : [www.ukrstat.gov.ua](http://www.ukrstat.gov.ua)

8. **Лук'яненко І. Г.** Економетрика : підручник / І. Г. Лук'яненко, Л. І. Краснікова. – К. : Знання, 1998. – 493 с. – (Вища освіта XXI століття). – Бібліогр. : С. 489 – 493.

#### REFERENCES

- Dreyper, N., and Smit, G. *Prikladnoy regressiionnyy analiz* [Applied Regression Analysis]. Moscow: Finansy i statistika, 1986.
- Hruber, I. *Ekonometriia* [Econometrics]. Kyiv: Nichlava, 1998.
- Klymenko, V. O., and Sokyрко, O. S. "Deiaki elementy zabezpechuiuchykh system rynku osobystoho strakhuvannia" [Some of the systems providing personal insurance market]. *Visnyk UBS NBU*, no. 1(10) (2011): 316-319.
- Klymenko, V. O., and Sokyрко, O. S. "Rozvytok osobystoho strakhuvannia: problemy ta shliakhy vyrishennia" [The development of personal insurance: problems and solutions]. *Visnyk DonNUET*, no. 3(55) (2012): 254-260.
- Luk'ianenko, I. H., and Krasnikova, L. I. *Ekonometryka* [Econometrics]. Kyiv: Znannia, 1998.
- Nakonechnyi, S. I., Tereshchenko, T. O., and Romaniuk, T. P. *Ekonometriia* [Econometrics]. Kyiv: KNEU, 2006.
- Ofitsiynyi sait Derzhavnoho komitetu statystyky Ukrainy. [www.ukrstat.gov.ua](http://www.ukrstat.gov.ua)
- Ofitsiynyi sait Natsionalnoi komisii, shcho zdiisniue derzhavne rehuliuвання u sferi rynkiv finansovykh posluh. [www.dfp.gov.ua](http://www.dfp.gov.ua)